

PSM法による農民專業合作組織の經濟効果分析 -- 中国江蘇省南京市スイカ合作社の事例研究

権利	Copyrights 日本貿易振興機構（ジェトロ）アジア 經濟研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
journal or publication title	アジア經濟
volume	51
number	11
page range	44-73
year	2010-11
出版者	日本貿易振興機構アジア經濟研究所
URL	http://hdl.handle.net/2344/00018245

PSM 法による農民専門合作組織の経済効果分析

——中国江蘇省南京市スイカ合作社の事例研究——

い とう じゅん いち
伊 藤 順 一
ほう そう じゅん
包 宗 順
そ ぐん
蘇 群

《要 約》

中国の農民専門合作社が国内外で注目を集めている理由は、それが「三農問題」の核心部分である都市・農村間の所得格差を是正し、農民の経済的地位の向上に資すると考えられているからである。そこで本稿では計量経済学的手法を用い、合作組織に参加する農家の動機や組織による農家選別の基準を明らかにしながら、事業の農家経済に及ぼす影響を検討した。実証は筆者が江蘇省南京市の農村で独自に収集したデータを用いて行った。合作社は小規模経営の入社を制限しているが、自己選択の結果として入社を躊躇している農家も少なくない。本研究のサンプルに関していえば、新旧合作社の相違を理解していない者や、人民公社に対して強い嫌悪感を抱いている農家ほど、事業への参加率は低く、そうした農家は概して経営規模が小さい。また、労働日数当たりの所得で測った合作化の効果は小規模層についてのみ検出され、大規模層では統計的に有意ではなかった。このことは、合作社に対する農民自身の無理解や、事業への参加を制限している入社資格が、小規模農家から所得向上の機会を奪っていることを示唆している。

はじめに

- I 処理効果分析の方法
- II 調査結果の概要
- III 処理効果の推定結果
- 結論

はじめに

サプライ・チェーンとグローバル・ルールが世界の農産物取引を支配するなかで、途上国を

中心として、農村生産者組織（rural producer organization）の役割に注目が集まっている [Key and Runsten 1999; Swinnen and Maertens 2007; World Bank 2007, 138-157]。元来 price-taker である農家は、圧倒的な規模を誇るアグリビジネスと市場の自由化に対抗できる手段を持ち得ない。そこで生産者団体を組織し、農民の経済的な利益を保護するとともに、自国農業の競争力を強化しようというのである [Hazell

2005]。この点については中国も例外ではない。現在、中国政府は農村改革の1つの柱として「農業産業化」を掲げているが、その新たな担い手と目されているのが農民專業合作組織なのである^(註1)。「農業産業化」政策の目的は、効率的な生産・加工・流通システムを構築しながら、契約栽培や産地化を通じて、農業の付加価値を高め、農村経済を活性化させることにある[陳 2008, 65; 寶劍 2008]。

一方、農民專業合作組織（以下、合作社あるいは合作組織と略称）とは、既存の農村社区合作經濟組織（集団經濟組織）、供銷合作社、農村信用合作社などとは異なり^(註2)、農民の発意や農業関連企業・地元政府のイニシアティブによって結成された互助的な經濟組織で、多くの一般農家と特定の作物に対して優れた生産技術を有し、リーダーとしての資質を備えた者から構成される[小林・劉・秦 2007, 60; 白石 2007]。新型合作社の萌芽的な発展はすでに1980年代にみられるが^(註3)、中国政府は2007年に「農民專業合作社法」を施行し、合作組織の結成（以下、合作化）による農業再編の動きを加速させている。

中国の合作社が国内外で注目を集めている理由は、それが「三農問題」^(註4)の核心部分である都市・農村間の所得格差を是正し、農民の經濟的地位の向上に資すると考えられているからである。農業生産力の拡大、食料自給率の現状維持といった状況下で露呈した「分散経営」の脆弱性を、生産者の組織化によって克服しようというのが合作社設立の狙いといえる^(註5)。価格交渉力、技術・資金へのアクセス、情報収集といった点で「分散経営」の弱点が露わになった原因は、集団經濟組織や供銷合作社、農村信

用合作社の農家に対する支援が著しく不足していたからであるが、それが農民の自発性に基づく合作化を促した側面は否定できない[河原 2006; 山下 2006; 孫 2003; 周 2004]。また既述のとおり、巨大アグリビジネスの存在と農産物取引の自由化が、合作社の設立を後押ししたと考えてよいであろう。

今後の展開を展望する上で鍵となるのは、こうした取り組みの成果、すなわち合作化が農家經濟に及ぼす影響である[張 2010]。「農民專業合作社法」はその第3条第2項で、「合作社は構成員に対するサービス提供を旨とし、構成員全体の共同利益を追求しなければならない」と述べている。また、中国の合作社に関する政策提言をまとめたWorld Bank (2006)のレポートは、自助原則(self-help principle)に基づく組織運営と利益均霑の必要性に言及している。合作化の經濟成果(合作化効果)については、小林・劉・秦(2007)が山東省で行った調査を事例として紹介しているが、それによると、社の構成員(社員)は非構成員(非社員)に比べ、所得水準、生産技術の面で格段に優れており、規模の零細性や情報・資金不足の問題をも克服している。また陳(2008, 127)は、全国的な傾向として、社員の純収入が非社員に比べて10~40パーセントほど高いと述べている^(註6)。要するに、組織への参加は農家に經濟的なメリットをもたらすというのである。

しかし、小林・劉・秦(2007)の論考でも指摘されているように、社員には經營者能力、モチベーション、經營規模などの面で共通した特徴があり、篤農家が合作社を組織している場合が多い^(註7)。その結果、社員と非社員の間における成果の単純な比較は、合作化の効果を過大

に評価する危険性を孕んでいる。いいかえれば、単純比較はセレクション・バイアスを伴う。合作化の真の効果を正確に把握するためには、農家の属性をコントロールしつつ、入社を経緯にも配慮しなければならない。そこで本稿では、筆者が江蘇省南京市郊外の農村で独自に収集したデータを利用して、合作組織への参加が農家経済に及ぼす影響を評価した。分析の方法としては、Heckman (1979) が開発したパラメトリックな処理効果モデル (treatment effect model) が一般的であるが、本稿では、最近注目を集めているセミ・パラメトリックな PSM (Propensity Score Matching) 法を併用する^(註8)。

分析のもう 1 つの焦点は、合作社による契約農家の選別と入社をめぐる農家の意思決定についてである。中国農業部の最新統計によれば、2006 年時点で全国の合作組織は 15 万社を超え、社員は 3500 万人に迫るが、農民の加入率は 13.8 パーセントにとどまる。また、本研究の調査地となった江蘇省南京市周辺でも、加入率は高く見積もっても 20 パーセント前後にすぎない。もちろん、組織への参加状況は域内における合作社の有無にも関係するが、合作社のサービスが利用可能な地域においてすら、全戸加入からは程遠い状態にある。加入率が低い原因について Lingohr (2007, 914) は、「合作社が入社条件を定め、小規模農家の参加を制限し、大規模農家との契約を優先させているからである」と述べている。つまり、契約農業のトピックである「小農 (小土地所有者) 排除」(small-holder exclusion) が、中国の合作組織でも観察されるのである^(註9)。一方、「参加者が少ない原因は、農民が人民公社に対して強い嫌悪感を抱いているからであり、彼らの心理的な抵抗を取

り除くことなく、合作社の発展はあり得ない」という周 (2004, 255) の指摘が正しければ、低加入率は農家の自己選択の結果でもある^(註10)。そこで本研究では、こうした指摘を仮説とみなした上で、参加・不参加に影響を及ぼす要因を特定化するとともに、合作社が小農を排除し、農民が合作組織への参加を躊躇する原因を実証的に明らかにする。

本稿の構成は以下のとおりである。第 I 節では処理効果分析の基本的な概念を示しながら、サンプル・セレクション・モデル (sample selection model) と PSM 法を解説する。2 つのモデルの相違は selection on (un)observables に関する仮定にあり、後者は成果と選択変数に影響を及ぼす変数がすべて観察可能であることを前提とする。一般に処理効果分析とは、ミクロ・データを基礎とする政策評価のことを指す [北村 2009]。何を事業の成果とみなすかが分析のポイントとなるが、この点は第 III 節で詳述する。第 II 節の前半では調査地の概要を示しながら、本稿で取り上げる合作社の特徴を述べ、第 II 節の後半では農家サンプリングの方法を示した上で、社員・非社員の特性の相違を記述的に述べる。また本節では先行研究を参考にしながら、合作社が小規模農家の入社を制限する理由を探る。第 III 節でサンプル・セレクション・モデルと PSM 法の計測結果を示し、最後に結論と政策的含意を述べる。

I 処理効果分析の方法

1. サンプル・セレクション・モデル

農家 i の成果 Y_i を以下のように定式化する (以下, Bratberg, Grasdahl and Risa (2002),

Heckman et al. (1998), Heckman, Ichimura and Todd (1998) を参考にした)。

$$Y_i = X_i' \beta_x + \gamma_0 D_i + \varepsilon_i = \begin{cases} Y_{i0} = X_i' \beta_x + \varepsilon_i & \text{if } D_i = 0 \\ Y_{i1} = X_i' \beta_x + \gamma_0 + \varepsilon_i & \text{if } D_i = 1 \end{cases} \quad (1)$$

X_i は成果の説明変数、誤差項 ε_i は観察できない変数が Y_i に及ぼす影響を表しており、 X_i とは相関しないと仮定する。 $D_i = 0$ は非社員を、 $D_i = 1$ は社員を意味する。いま合作組織に参加している社員が、仮に組織に参加しなかった場合の成果の期待値を $E[Y_0|D=1]$ で表せば、社員を基準とする入社 の平均処理効果 (Average Treatment Effect on the Treated: ATT) は、

$$ATT = E[Y_1|D=1] - E[Y_0|D=1] \quad (2)$$

と表される。同じ主体 (農家) について、合作組織に参加した場合と参加しなかった場合の成果を比較し、その期待値をとれば、属性をコントロールすることなく、平均処理効果 (組織参加から得るメリットの期待値) を計算できる。しかし、農家にとって参加・不参加は択一的であるから、(2) 式右辺の両者を同時に観察することはできず、社員にとって $E[Y_0|D=1]$ は、仮想的な状況における成果の期待値となる。一方、 ATT' として、

$$ATT' = E[Y_1|D=1] - E[Y_0|D=0]$$

を定義する。 ATT' は社員と非社員の成果の期待値の差であるが、 $ATT = ATT'$ であれば、合作化の効果 (γ_0) は (1) 式の OLS 推定によって与えられる。これは control function による処理効果分析と呼ばれている。やや詳しく説明しよう。いま

$$B \equiv ATT' - ATT = E[\varepsilon_i|D=1] - E[\varepsilon_i|D=0]$$

であるが、農家の合作組織への参加・不参加がランダムに決まっていれば、 ε と D は相関せず、 $B=0$ が成立する (つまり $ATT = ATT'$ が成立する)。一方、 ε が D と相関していれば $B \neq 0$ となり、control function による処理効果 (合作化効果) の推定値はバイアス (selection bias) を持つ。つまり、(1) 式の誤差項 ε_i に含まれる観察不可能な変数の存在がバイアスの原因となるのである。

以上の説明に明らかなとおり、処理効果を正確に計測するためには、入社 (プログラムへの参加) の経緯を考慮する必要がある。合作社が入社条件を設けず、社員と非社員がランダムに選抜されていれば、比較的簡単な手続きにより合作化の効果を推定できる。反対に、合作社が一部の農家の入社を制限するか、あるいは特定の農家が何らかの理由により入社を躊躇していれば、control function の OLS 推定値はバイアスを持つ。

誤差項 ε と選択変数 D の相関は、入社・非入社の選択が内生的に決まっていることを意味する。そこで選択変数を

$$D_i^* = Z_i' \beta_z + u_i \quad D_i = 1 \text{ if } D_i^* > 0, 0 \text{ otherwise} \quad (3)$$

と定式化する。 D^* は潜在 (latent) 変数、 Z は入社・非入社に影響を及ぼす変数を表す。通常 ε と u は bivariate な正規分布に従うと仮定する。すなわち、

$$\begin{pmatrix} \varepsilon \\ u \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{pmatrix} \right) \quad (4)$$

である。(4) 式の下で、最尤法あるいは操作変

数法を(1), (3)式に適用すれば, バイアスのない推定値が得られ^(註11), 社員の成果の期待値は,

$$E[Y|X, D=1] = X'\beta_x + \gamma_D + \rho\sigma\lambda(Z'\beta_z) \quad (5)$$

となる。ここで, $\lambda(Z'\beta_z) = \phi(Z'\beta_z) / \Phi(Z'\beta_z)$ は逆ミルズ比 (inverse Mill's ratio) を表し, 正規密度関数, 正規分布関数の比率である。さらに, 社員・非社員の成果の期待値の差は,

$$E[Y|X, D=1] - E[Y|X, D=0] = \gamma_D + \rho\sigma \frac{\phi(Z'\beta_z)}{\Phi(Z'\beta_z)[1 - \Phi(Z'\beta_z)]}$$

で与えられる。選択変数の内生性を考慮しなければ, OLS 推定は上式の右辺を処理効果とみなすから, バイアスは,

$$B = \rho\sigma \frac{\phi(Z'\beta_z)}{\Phi(Z'\beta_z)[1 - \Phi(Z'\beta_z)]}$$

で表され, $\rho > (<) 0$ であれば, $E[Y|X, D=1] - E[Y|X, D=0] > (<) \gamma_D$ を得る。つまり, 入社選択が内生変数であるにもかかわらず, (1)式を OLS で推計すれば, 処理効果は過大(過小)に評価される [Winkelmann and Boes 2006, 242]。パラメータ推定の際, (3)式の説明変数が問題となるが, この点については exclusion restrictions と呼ばれる制約に従うことが定説となっている。つまり, D には影響を及ぼすが, Y とは独立な操作変数の少なくとも1つを X に追加し, それを Z とすればよい [Cameron and Trivedi 2005, 551]。

2. PSM (Propensity Score Matching) 法による処理効果の測定

PSM とは Rosenbaum and Rubin (1983) によって提唱された処理効果分析の1つで, 前項

のパラメトリック推定を代替する。PSM 法のメリットは, 成果の関数型や誤差項に特定の仮定を置くことなく処理効果を計測できる点にある。PSM 法では, セレクション (プログラムへの参加・不参加) に関してランダムイズ (randomized) された状況を作り出し, 処理群 (treatment group) と対照群 (control group) の成果を比較するのである [Dehejia and Wahba 2002]。

ランダムイズされた状況下では, 次式が成立する。

$$Y_0 \perp D | W \quad (6)$$

W は選択と成果に影響を及ぼす変数を表す。(6)式は条件付独立性の仮定 (Conditional Independence Assumption: CIA) と呼ばれる^(註12)。すでに述べたように, CIA が満たされる状況下では, $ATT = ATT'$ が成り立つから, 処理効果は,

$$ATT = E[Y_1 | D=1, W] - E[Y_0 | D=0, W]$$

で与えられる。後述するように, PSM 法では W の値が接近している処理群と対照群における成果の期待値の差を処理効果とみなすのである。ところが, W には通常多くの変数が含まれるから, その近似性をどのように確保するかが課題となる。いわゆる curse of dimensionality の問題であるが, この解決方法として考案されたのが, 傾向スコア (propensity score) であり, それはプログラムへの条件付参加確率として, 以下のように定義される。

$$p(W) = \Pr(D=1 | W)$$

Rosenbaum and Rubin (1983) によれば,

$$Y_0 \perp D | p(W)$$

であれば(6)式が成立し、傾向スコアが同じ主体(農家)は、参加・不参加(社員・非社員)に関係なく、同じ属性(W)を持つとみなせる。処理効果分析では属性の一致を balancing property (BP) と呼んでいるが、これは t 検定によって確認することができる。BP が満たされると、処理群と対照群のマッチング (matching) が可能となり、特定の傾向スコアに関する処理効果が次式で与えられる。

$$ATT_{p(W)} = E[Y_1 | D=1, p(W)] - E[Y_0 | D=0, p(W)]$$

さらに $p(W)$ に関して $ATT_{p(W)}$ の期待値をとれば、平均処理効果が計算できる。すなわち、

$$ATT = E[ATT_{p(W)}]$$

である。多くの先行研究が指摘するように、処理効果の計測にバイアスを紛れ込ませないためには、selection on unobservables が生じないように、成果と選択変数に影響する変数を漏れなく採択する必要がある(変数に漏れがあれば、CIA が満たされない)。

BP とは別に、バイアスを除去するためのもう 1 つの条件が common support (CS) である。これは処理群と対照群の傾向スコアがオーバーラップする範囲内で ATT を計測するというものである。傾向スコアはプログラムへの参加確率であるから、通常、処理群の傾向スコアは対照群のそれよりも相対的に高い。したがって、傾向スコアが大きな領域では、処理群とマッチングされる対照群が少なく、傾向スコアが小さな領域では、対照群とマッチングされる処理群が少ない。傾向スコアがオーバーラップ

しない範囲内に存在する観察値を、処理効果の計測から除外するというのが CS の内容である。

PSM 法による処理効果の一般型は、

$$ATT = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in I_1 \cap S_P} \left[Y_{i1} - \sum_{j \in I_0} w(i, j) Y_{j0} \right]$$

で表される [Smith and Todd 2005]。ここで I_1 は処理群の集合、 I_0 は対照群の集合、 S_P は CS を満たす範囲、 N_T は CS を満たす処理群のサンプル・サイズ、 $w(i, j)$ はマッチング・ウェイトを表す ($\sum w(i, j) = 1$)。 Y_{i1} は傾向スコアが特定の範囲内 (たとえば、[0.2, 0.3]) にある処理群の成果、 $\sum w(i, j) Y_{j0}$ は傾向スコアが上と同じ範囲内にある対照群の成果の加重平均であり、この差が範囲 i の処理効果となる。この値を CS を満たす全領域について平均すると、平均処理効果が得られる。

ウェイト $w(i, j)$ の付け方により、マッチングはヴァリエーションを持つ。具体的には最近隣マッチング (nearest-neighbor matching)、層化マッチング (stratification matching)、半径マッチング (radius matching)、カーネル・マッチング (kernel matching)、局所的線型回帰 (Local Linear Regression: LLR) マッチングなどである [北村 2009; Smith and Todd 2005]。どの方法を選択すべきかについては、BP、サンプル・サイズ、データの質に依存するから、一概にはいえないが [Mueser, Troske and Gorislawsky 2007, 766]^(注13)、本稿の実証分析では、マッチング・ウェイトに制約が少ないカーネル法と LLR 法を用いる。2 つとも最近開発された手法であるが、対照群の成果が処理群の成果の周辺を非対称的に分布している場合、カーネル・マッチング法よりも LLR 法が適しているといわれている [Smith and Todd 2005,

317]。

II 調査結果の概要

1. 調査地と合作社の概要

本稿の実証分析は、筆者が中国江蘇省南京市横溪（Hengxi）鎮で独自に収集したデータを用いて行う。横溪鎮は市中心部から南に28キロの地点に位置する農村で、24の村民委員会からなる。2008年現在、戸籍人口（都市戸籍あるいは農村戸籍に登録されている人口）は7万4023人、うち都市人口は1万315人、農業就業人口は1万4534人、総面積は215平方キロ、耕地面積は7824ヘクタールである。鎮のGDPは9億6729万元、内農業のGDPは2億4525万元、農民1人当たりの純収入は9186元であるが、これは同年の南京市平均を15パーセント程度上回っている。スイカ、水稻、油菜（アブラナ）が当地の主要農産物である。

鎮政府の説明によれば、鎮内には21の合作社が存在し、売上高の合計は1億2490万元に達する。合作社への加入率は周辺の郷鎮よりも高いが、高々20パーセント程度にすぎず、将来的にも全戸加入には至らないと予測されている。筆者のインタビューに対し、鎮政府の会計担当者は、「社員と非社員の間には1戸当たり平均700元の所得格差があるが、両者の間に顕著な属性の違いは存在しない」と述べている。担当者の話は合作組織への参加・不参加がランダムに決まっていることを示唆するが、もちろんこれは実証によって検証されるべき問題である。

筆者は2009年3月に南京市政府の許可を得て、当地で調査票を用いての聞き取り調査を

行った。調査の対象となったのは、当地の名産品であるスイカを扱う合作社と生産農家である。本合作社は2000年に創設され、2006年に工商行政管理局で正式な登記をすませ、法人格を取得している。合作社の社員は2300人、売上高は7000万元を越える。資本金は1000万元で、その内訳としては団体出資が1万元、残りが個人出資である（社員は入社の際、100元の株式を購入することになっている）。今後、社員の増加を見込んでいるが、非社員に対して入社への勧誘は行わないとのことである。

旧来型も含め合作組織の形態は多岐にわたるが、青柳（2007）の整理によれば、農民專業合作社は、(1)郷村集団企業型、(2)供銷社系列型、(3)企業インテグレーション型、(4)個人企業型、(5)協同組合型に分類される。調査対象となった合作社は、現在の合作社の理事長が1999年に設立した農産物販売会社を前身とする。当時、農家との契約を円滑に進めるために、販売会社が合作社を設立し、170戸の農家と契約栽培を開始したのである。郷村集団企業や供銷社との関係は希薄であり、(3)の「企業インテグレーション型」のように郷鎮企業や国営企業の原料農産物生産の下請けを行っているわけでもない。本合作社の発展は、一企業家の強力な牽引力に依るところが大きく、形態としては(4)の「個人企業型」に分類され则认为てよい^(註14)。青柳（2007）によれば、合作社の発展にとって地方政府の支援や保護が不可欠であり、現状で最も代表的な事業形態は、地域政府によって先導された(1)の「郷村集団企業型」であるという。ただし、それを裏付けるような統計や資料は存在しない。

鎮の合作社売上高の6割近くを本合作社が占

めることから明らかなように、組織の規模は近隣の合作社と比べて格段に大きい。寶劔(2008)によれば、合作社の中には事業実績のまったくない有名無実の組織が少なくなく、むしろそのような合作社の方が数の上では支配的である。筆者はそのことを承知の上で、実績のある合作社を調査の対象とした。したがって、代表的な事例とは言いがたいが、同じ作物を栽培する社員と非社員が同一鎮内に多数存在することを理由として、本合作社を調査の対象とした。

合作社の事業内容としては、社員に対する技術サポート、農産物の共同販売、生産資材の共同購入、信用の連帯保証、土地改良投資の補助、個別農家の規模拡大、卸売市場の開設、種苗の需給に関する情報提供などがある^(註15)。一方、農家の機械購入援助、生産資材専門店の開設、農業保険事業などは行っていない。一般に、農家側からみた契約農業の1つのメリットとして、掛買いによる短期の信用供与があるが、本合作社ではそのような取引も行われていない。合作社の幹部が合作化の利点として挙げていたのは、ブランドの形成、市場(価格)交渉力の強化、資材の共同・安価購入、政府補助金の獲得、品種・規格の統一、新品種・技術の普及などである。

本合作社は、スイカのビニール・ハウス栽培面積が3ムー(1ムー=15分の1ヘクタール)以上であることを入社条件に定めている。横溪鎮で栽培されているスイカは、もっぱら贈答用の高級品であり、品質管理のためにハウス栽培を社員に課しているのである。江蘇省南部の農村で筆者が見聞した限りでは、ほとんどの合作社が小規模経営農家の入社を制限しているが、

本事例に関していえば、経営面積のみならず栽培用の施設が入社の要件となっている。合作社が小規模農家の入社を制限する理由であるが、1つは取引費用の節減が考えられる。社員の選別(スクリーニング)や監視、契約の執行などに要する費用が農家の経営規模と無関係であれば、合作社は大規模農家との契約を優先させるはずである。実際に、本合作社の理事長は、「鎮内のスイカ栽培農家は数千戸に及び、とくに小規模農家との契約は取引コストの面で不利である」と述べている。

小農を排除するもう1つの理由は、農家のリスク態度に関係する。社員に対する様々な優遇措置はモラル・ハザードを助長する可能性を伴うが、この問題はリスクの一部を彼らに負担させることで部分的に解決する。既述のとおり、ビニール・ハウスの設置が入社の条件となっているが、このような財の転用は困難であるから、施設建設に伴うリスクは農家側が負うことになる。一方、スイカの取引価格が栽培開始前に決まっていれば、合作社は価格リスクから農家を保護する代わりに、リスク・プレミアムを獲得することができる。この場合、よりリスク回避的な農家と契約した方が、合作社にとっては有利となる[Key and Runsten 1999]。ところが本事例では、生産物価格が収穫後に提示されるため、合作社はリスク負担能力の高い農家との契約を優先させると考えられる。通常、リスク態度は保有する資産額と相関するが、後掲表2および表5に示すとおり、本サンプルに関していえば、社員の方が資産額は多く、リスク負担能力も高い。こうした事実は、入社制限がリスク負担能力の低い農家の排除を目的としていることと矛盾しない^(註16)。

合作社と社員の契約期間は1年で、契約内容は、品種、栽培期間、出荷時期、出荷量、買付価格、肥料・農薬の種類と使用方法と広範囲に及ぶ。合作社が農家に提示する買付価格は、市場価格よりも平均して20パーセント程度高いが、集荷したスイカの品質・重量に応じて買付価格が決められており、これが農家の品質改善に向けての強力なインセンティブとなっている。なお、合作社はスイカの糖度、色、鮮度、重量等を勘案しながら等級付け（1～3級）を行い、最上級のスイカだけを農家から買い取る。最上級品以外は、農家が自らの手で販売しなければならない。合作社は契約不履行農家に対して、契約解除という厳しい罰則を設けている。また、契約を遵守させるために、農民教育を実施するとともに、営農サービスを強化している。合作社の資金（内部留保）で、各種研修、新品種・技術の提供、販売ネットワークの拡張を行っているほか、村民委員会と協議しながら農地の効率的な利用を図っている。

2. サンプルングの方法と調査農家の概要

調査対象となったのは、合作社の社員（処理群）160戸と、合作組織に参加していない158戸の農家（対照群）である。処理効果分析では、とくに対照群の標本をどのような基準によって選抜し、彼らに対してどのような調査を実施するのかが問題となる。スイカ栽培農家であることが第一義的な基準であるが、一般的には、社員と非社員が同じ市場にアクセスし、同じ調査項目について回答することが望ましいとされている[Heckman et al. 1998; Smith and Todd 2005]。横溪镇はスイカの一大産地であり、そこに社員と非社員が混住しているから、市場へ

のアクセスに差異はない。また、両群の農家は基本的に同じ質問項目に回答している。

農家サンプリングの方法であるが、まず横溪镇内の24の村民委員会から、スイカ栽培がとくに盛んな3つの村（雲台村、新揚村、許呈村）を抽出し、次いで層化抽出法（stratified sampling）により、それぞれの村から100戸程度の農家を無作為に選び出した。社員については合作社から提示された社員名簿からランダムに抽出し、非社員については村民委員会から提示された村民名簿の中から、合作組織に参加していないスイカ栽培農家をランダムに抽出した。なお、傾向スコアの説明変数はすべて入社以前の状態を表していなければならない。そこで、農家属性に関する質問項目では、入社直前年（非社員については2005年）の情報を収集した。ただし、社員については2006年以前に入社した農家もサンプルに含まれているため、入社直前の年次を統一することはできなかった。

表1はスイカの出荷状況（販売方法と平均売渡価格）と経営問題に関する農家の認識を社員と非社員で比較したものである。合作社が全量買付を行っていないため、社員であっても「自家小売」が出荷量の過半（51.5パーセント）を占める。「自家小売」とは主に幹線道路沿いに設けられた直売所での販売を意味する。一方、非社員の「自家小売」の割合は87.3パーセントに達する。量としては少ないが、合作社は非社員からも集荷している。本事例に限らず中国では、非構成員が合作社からサービスを受ける場合があり、これを「帶動」と呼んでいる。「平均売渡価格」は社員で3.1元/キロ、非社員2.2元/キロであり、有意差が存在する。出荷先別にみると、合作社への売渡単価が最も高く

表1 スイカの出荷状況と経営問題の自己評価

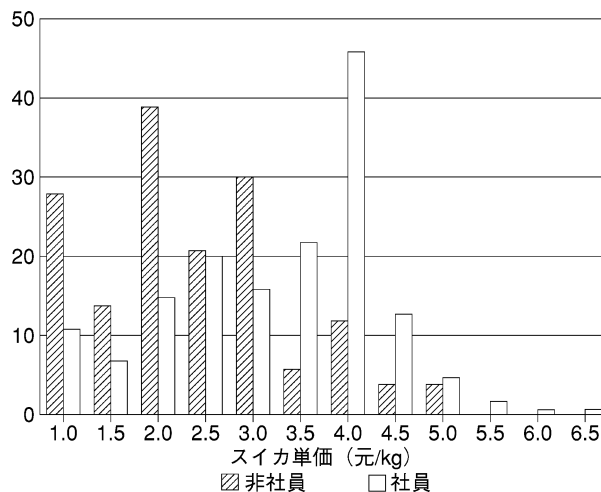
	社員 160	非社員 158	差の t 値
出荷割合 (%)			
合作社	35.4	0.6	—
自家卸	13.1	12.0	—
自家小売	51.5	87.3	—
合計	100	100	—
平均売渡価格 (元/kg)			7.01
合作社	3.6	3.4	—
自家卸	2.0	2.3	—
自家小売	3.0	2.3	—
経営問題と認識する農家割合 (%)			
販路の確保 (販売難)	27.5	49.4	-4.10
技術情報の不足	8.8	16.5	-2.08
資金不足	8.1	8.9	-0.23
資材価格の高騰	84.4	90.5	-1.65
農産物の低価格	38.1	46.2	-1.46
生産の不安定性	10.0	13.9	-1.08

(注) 売渡価格は販売量による加重平均値である。

3.4～3.6 元/キロ、次いで「自家小売」(社員で 3.0 元/キロ、非社員で 2.3 元/キロ)と続き、「自家卸」価格が最も低い(社員で 2.0 元/キロ、非社員で 2.3 元/キロ)。図1はスイカ単価(販売収入を生産重量で除した値)のヒストグラムを社

員・非社員別に示したものである。非社員に比べて社員の分布は右方に偏っており、社員の最頻値が 4.0～4.5 元/キロであるのに対し、非社員の最頻値は 2.0～2.5 元/キロである。ただし、単価の分散は社員でも大きく、有利販売の恩恵

図1 スイカ単価のヒストグラム



がすべての入社農家に及んでいるわけではないことを示している。

「経営問題と認識する農家割合」については、すべての項目で非社員の数字が社員の数字を上回っている。とくに、「販路の確保（販売難）」、「技術情報の不足」については、両者の間に有意差がある。これは合作社が社員に対してスイカの販路を保証し、技術サポートを行っているという事実と矛盾しない。「資金不足」を訴える農家の割合は社員で8.1パーセント、非社員で8.9パーセントと、きわめて低く、反対に、ほとんどの農家（社員で84.4パーセント、非社員で90.5パーセント）が「資材価格の高騰」を深刻な経営問題と捉えている。「農産物の低価

格」を挙げた農家は4～5割に達するが、「生産の不安定性」を挙げた農家は少なく、社員と非社員の間に有意差はない。

表2は世帯属性を社員・非社員で比較した結果である。後述するように、この中のいくつかが選択変数（*D*）の説明変数として用いられる。「世帯員数」、「世帯主の年齢・学歴」、「世帯主のスイカ栽培経験年数」、「自宅から鎮庁までの距離」については、社員・非社員の間に大きな差異は認められない（ただし、「世帯主の年齢」については有意差があり、社員世帯主の方が若い）。「新技術・新品種の導入」とは、新しい技術・品種の導入に関し、自身の態度を積極的と評価する場合を1、そうでないと評価する場

表2 世帯属性に関する記述統計

	社員			非社員			差の <i>t</i> 検定量
	N	平均	標準偏差	N	平均	標準偏差	
同居世帯員数（人）	160	3.89	1.44	158	3.70	1.40	1.16
世帯主の年齢（年）	160	53.3	8.48	158	55.4	7.63	-2.35
世帯主の学歴	160	3.03	1.64	158	2.75	1.62	1.49
世帯主のスイカ栽培経験年数（年）	160	20.4	11.7	158	19.0	8.1	1.29
自宅から鎮庁までの距離（km）	160	3.23	1.60	158	3.33	1.52	-0.57
新技術・新品種の導入	160	0.96	0.19	157	0.76	0.43	5.50
情報ソース数	160	2.02	0.89	158	1.88	1.10	1.25
市況把握度	160	2.95	1.35	158	2.53	1.15	3.01
村民大会・選挙への参加	160	2.76	0.52	158	2.56	0.60	3.15
リスク態度	160	2.73	1.79	158	2.23	1.67	2.56
2000～2005年の間に借金をした	160	0.49	0.50	158	0.47	0.50	0.34
同期間の借入金残高（元）	160	7025	14390	158	7157	13712	-0.08
人民公社の印象	160	0.01	0.08	158	0.23	0.42	-6.55
新旧合作社の区別	160	0.94	0.24	158	0.66	0.48	6.60
周辺農家の入社状況	156	5.17	2.31	129	1.13	1.72	16.42
2005年のスイカ栽培面積（ムー）	160	4.16	1.63	157	3.14	1.86	5.22
2008年のスイカ栽培面積（ムー）	159	4.65	2.60	158	3.57	1.69	4.36
2005年の耕地面積（ムー）	160	7.21	3.54	158	6.46	3.50	1.91
2008年の耕地面積（ムー）	160	7.53	4.48	158	6.95	9.42	0.71
2005年の圃場分散度	160	0.69	0.18	158	0.65	0.19	1.85
2008年の圃場分散度	160	0.69	0.19	158	0.64	0.20	1.89
2008年 農業労働日数（日）	160	525	194	158	490	155	1.76
スイカ栽培労働日数（日）	160	288	134	158	275	107	0.96
非農業労働日数（日）	160	392	340	158	410	327	-0.48

（注）Nは観察数を意味する。世帯主の学歴は、1. 教育歴なし 2. 小学校卒 3. 中等専門学校卒 4. 中等学校卒 5. 職業高校卒 6. 高校卒の選択肢番号の平均値である。

合を0とする回答の平均値である。社員の平均値が0.96であるのに対し、非社員の数字は0.76であり、有意差が存在する。「情報ソース数」とは、市況に関する情報源の合計であり、具体的な選択肢としては「市場」,「仲買人」,「近隣住民あるいは親戚・友人」,「村幹部」,「農業技術部門の幹部」,「放送, テレビ, 新聞・雑誌」,「その他」の7つである(複数回答可)。非社員に比べ、社員の方が情報源は若干多いが有意差はない。「市況把握度」とは、世帯主の自己評価であり、値が高いほどスイカの市況をよく把握・理解していることを意味する。これについては社員の方が理解度は高く、有意差が存在する。

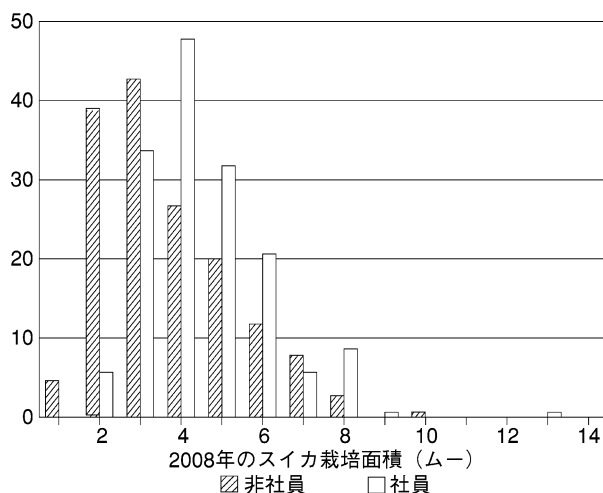
「村民大会・選挙への参加」(値が大きいほど積極的)については、非社員よりも社員の方が積極的で有意差がある。「リスク態度」については、序数的な5段階で評価されており、値が大きいほどリスク愛好的であることを意味する^(注17)。明らかに社員の方がリスク愛好的である。「2000~2005年の間に借金をした」農家は154戸に達するが、農家割合でみると、社員で49パーセント、非社員で47パーセントと大差なく、「同期間の借入金残高」(最高額)についても両者の間に有意差は認められない。表にはないが、資金の借入先としては、友人・親戚、農村信用合作社と回答した農家がそれぞれ125戸と32戸、村団体(集体)、民間の高利貸しと答えた農家がそれぞれ1戸であった。また、信用(credit)が制限されていると回答した農家(資金の借入れを断られた農家あるいは借入額が十分ではなかった農家)は、318戸中9戸にすぎない。2007年中国共産党第17期3中全会の「決定」では、合作社による信用事業が許可さ

れたが、本事例では、ほとんどの農民が資金不足を問題としておらず、既述のとおり、合作社も信用事業を行っていない。

「人民公社の印象」とは、人民公社に対する印象が入社(非入社)の決断に影響したか否か(影響した=1, しなかった=0)に対する回答の結果である。表に示すとおり、非社員の方が強い影響を受けているが、この点は後述する。「新旧合作社の区別」とは、初級・高級合作社と現在の合作社の相違を入社時に理解していた場合を1, そうでない場合を0とする回答の結果である(非社員については2005年時点での自己評価)。周知のとおり、初級・高級合作社とは、人民公社の前身として1950年代に結成された生産組織のことで、前者は自然村を単位とする労働力を集団化した組織、後者は行政村を単位とする「集団所有, 集団労働, 統一経営, 統一分配を明確にした社会主義的組織」である[天児 1999, 40]。表に示すとおり、ほとんどの社員は両者の相違を理解しているが(実数としては160戸中150戸が区別できると回答)、非社員で理解していた農家の割合は66パーセントにとどまる。

「周辺農家の入社状況」とは、入社(非入社)決定時における周辺農家10戸の入社状況(戸数)を尋ねた結果である。スコアは社員で5.17, 非社員で1.13と、2群の間には大きな開きがある。「スイカ栽培面積」,「耕地面積」ともに社員の方が非社員に比べて大きく、とくに「スイカ栽培面積」に関する差の t 検定量は、5.22(2005年)と4.36(2008年)と非常に高い。「圃場の分散度」(Simpson index)も社員の方が大きい^(注18)。図2は2008年におけるスイカ栽培面積のヒストグラムを社員・非社員別に示

図2 スイカ栽培面積のヒストグラム



(注) 栽培面積 30 ムーの社員 1 戸が図からは除かれている。

したものである。図1に示したスイカ単価と同様に、非社員に比べて社員の分布は右方に偏っており、社員の最頻値が4.0～4.5ムーであるのに対し、非社員の最頻値は2.4～3.0ムーである^(注19)。「農業労働日数」および「スイカ栽培労働日数」についても社員の方が多く、前者に関しては差の t 検定量も高い。一方、「非農業労働日数」については非社員の方が多い（ただし t 値は低く、有意差はない）。いずれにせよ、多くの世帯属性について社員と非社員の間に差異があるという事実は、合作組織への参加・不参加がランダムではなかったことを強く示唆している。

最後に、合作組織に参加していない農家（158戸）の特性に触れておこう。まず不参加の理由について最も多かったのが「入社的心思がない（入社を希望しない）」の75戸、次いで多かったのが「合作社の存在を知らなかった」の34戸、「入社の条件を満たしていない」の29戸と続き、「入社したいが紹介者が不在」と

「入社方法が分からない」の合計が18戸であった^(注20)。75戸の内、54戸については、スイカの栽培面積が入社条件を満たしていながら、自らの意思で入社を拒否しており、残りの21戸については入社条件を満たしていない。また、組織不参加の決定に「人民公社の印象が影響した」あるいは「新旧合作社の相違を理解していなかった」と回答した農家は75戸中57戸にのぼり、そうした農家が概して経営規模が小さい^(注21)。一方、入社を希望しながら、入社を果たしていない農家が83戸あり、その内30戸についてはスイカの栽培面積が入社条件を満たしていない。要するに、農家が合作組織に参加しない理由は多様であり、合作社側の要因と農家の内的要因（自己選択）によるものに分類され、後者については、人民公社に対する嫌悪感や現在の合作社に対する無理解が影響している場合が多い。なお、退社した農家は4戸あり、その理由として農外就業の機会を得たことを挙げて

III 処理効果の推定結果

1. パラメトリック・モデル

ミクロ（農家）・レベルにおけるスイカ栽培の生産関数を $Q=F(M, L, K, S)$ で定義する。 M, L, K, S は、それぞれ中間投入財、スイカ栽培労働日数、家屋以外の資産（自動車、建物、農機具）価額^(註22)、スイカ栽培面積を表す。短期において中間投入財以外は固定的生産要素であり、農家はこの生産関数を技術的な制約条件として、所得（短期利潤）の極大化を図ると仮定する。極大化条件から所得関数が定義されるが、生産関数をコブ＝ダグラス（Cobb-Douglas）型で特定化すると、所得関数を労働日数で除したものが以下のように定式化される。

$$\begin{aligned}\pi &= A' \exp(\gamma_D D) P^{\frac{1}{\alpha}} w^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \left(\frac{K}{L}\right)^{\frac{\gamma}{\alpha}} \left(\frac{S}{L}\right)^{\frac{\delta}{\alpha}} L^{\frac{b}{\alpha}} \\ &= A \exp(\gamma_D D) P^{\frac{1}{\alpha}} \left(\frac{K}{L}\right)^{\frac{\gamma}{\alpha}} \left(\frac{S}{L}\right)^{\frac{\delta}{\alpha}} L^{\frac{b}{\alpha}}\end{aligned}$$

P は生産物（スイカ）価格、 w は中間投入財価格、 D は社員ダミー（選択変数）である。 $1-\alpha$ 、 γ 、 δ はそれぞれ、中間投入財、資本（家屋以外の資産）、農地（スイカ栽培面積）の生産弾力性を表す。また $b = -\alpha + \beta + \gamma + \delta$ （ β は労働の生産弾力性）であるから、帰無仮説： $b=0$ が棄却されなければ、生産関数は1次同次となる。以下ではこの π （労働日数1日当たりの所得）を合作化の成果の指標とみなす。Key and Runsten (1999), Singh (2002) などによれば、契約農業の効果としては、他にも雇用機会の創出、農民の信用（credit）へのアクセス、インフラの整備、地域市場の発展などが挙げられるが、冒頭で述べたように、合作社設立の主な目的が

農民の経済的地位の向上にあるという事実に鑑み、以下ではスイカ栽培所得を成果の指標とみなす。なお本稿では、計量経済学の用語である「処理効果」と合作化効果を同じ意味で用いる。

合作社は社員に対して生産資材を廉価販売しているから、 w の π に及ぼす影響は社員ダミーに吸収されると考えてよい。同様に、農家のスイカ売渡価格が合作社への参加状況に完全に依存していれば、 P の影響も社員ダミーに吸収されると考えられる。しかし、第II節で述べたように、有利販売の恩恵がすべての社員に及んでいるわけではなく、高い売渡価格は経営努力の反映でもある。したがって、社員・非社員の間にみられる価格差をすべて合作化効果とみなすことはできない。この点は推計式にヴァリエーションを持たせることで対処する。なお、合作社が社員に提供している技術サポート・新品種の導入といった実物的な効果は、社員ダミーにより説明されると仮定する。

(1)式に対応する推計式は、

$$\ln \pi = \ln A + \frac{1}{\alpha} \left[\ln P + \gamma \ln \left(\frac{K}{L} \right) + \delta \ln \left(\frac{S}{L} \right) + b \ln L \right] + \gamma_D D + \varepsilon \quad (7)$$

であるが、「世帯主の年齢」、「世帯主の年齢²」、「世帯主の学歴」、「自宅から鎮庁までの距離」、「新技術・新品種の導入」、「情報ソース数」、「村民大会・選挙への参加」、「リスク態度」を説明変数に追加した^(註23)。第I節で述べたように、(7)式の「社員ダミー」(D)は内生変数の可能性があるが、その説明変数は D を除く(7)式の説明変数に操作変数を加えたものとなる。操作変数の候補としては、「人民公社の印象」(Z_1)と「周辺農家の入社状況」(Z_2)とした。既述のとおり、操作変数は入社（非入社）の決定には影響するが、成果（ π ）と関連してはな

らない。なお、表2に示すとおり、「周辺農家の入社状況」の回答率が非社員について極端に低いため、この操作変数を用いた推計結果はバイアスを持つ可能性がある。(5)式の λ （あるいは ρ ）の推定値が統計的にゼロと有意差を持てば、サンプル・セレクション・モデル（ D を内生変数とするモデル）には意味があり、有意でなければ通常のOLS推定を用いればよい。

表3が推計結果である。計測年は2008年である。(a)はOLS法、(b)、(d)は最尤法(ML)、(c)、(e)は一般化積率法(GMM)による推計結果である^(註24)。GMM法を用いた理由は、誤差項の不均一分散に関する帰無仮説が

1パーセント水準で棄却できなかったからである。「世帯主の学歴」、「自宅から鎮庁までの距離」、「新技術・新品種の導入」、「情報ソース数」、「村民大会・選挙への参加」はいずれの場合も統計的に有意ではない。一方、原単位を100で除した「世帯主の年齢」および「世帯主の年齢²」の推定値については、(d)と(e)の有意性が低い。当初、所得は年齢と逆U字の関係で結ばれていると予想していたが、この2つの推定値は、世帯主の年齢が50歳前後で π が最小となることを示している。OLS推定の修正済み決定係数は0.814であり、モデルの説明力はきわめて高い。ただし(b)、(d)に示

表3 パラメトリック・モデルの推計結果

	(a)OLS	(b)ML	(c)GMM	(d)ML	(e)GMM
ln(所得/労働日数)					
世帯主の年齢	-6.753** (-2.13)	-5.631* (-1.74)	-7.436*** (-2.84)	-6.426 (-1.25)	-7.400 (-1.60)
世帯主の年齢 ²	6.800** (2.27)	5.677* (1.85)	7.388*** (2.97)	5.301 (1.09)	6.156 (1.36)
世帯主の学歴	0.001 (0.05)	0.001 (0.03)	-0.010 (-0.46)	0.041 (1.30)	0.028 (0.82)
自宅から鎮庁までの距離	0.025 (1.39)	0.027 (1.45)	0.022 (1.12)	-0.012 (-0.42)	-0.028 (-0.92)
新技術・新品種の導入	0.009 (0.10)	-0.091 (-0.95)	-0.065 (-0.48)	0.076 (0.48)	0.176 (0.94)
情報ソース数	0.015 (0.56)	0.014 (0.54)	-0.006 (-0.22)	-0.014 (-0.32)	-0.023 (-0.52)
村民大会・選挙への参加	0.004 (0.08)	-0.022 (-0.41)	0.020 (0.34)	0.000 (0.00)	0.037 (0.43)
リスク態度	0.017 (1.11)	0.014 (0.91)	0.012 (0.94)	0.048* (1.95)	0.061*** (2.76)
ln(スイカ売渡価格)	1.172*** (20.05)	1.114*** (17.92)	1.151*** (15.13)	—	—
ln(資本・労働比率)	0.126*** (4.79)	0.125*** (4.70)	0.128*** (2.64)	0.140*** (3.33)	0.138* (1.94)
ln(土地・労働比率)	0.934*** (13.53)	0.848*** (11.24)	0.901*** (12.63)	0.909*** (7.24)	0.959*** (7.41)
ln(労働)	0.019 (0.25)	-0.040 (-0.49)	0.026 (0.34)	0.183 (1.39)	0.206 (1.51)
社員ダミー	0.141** (2.37)	0.422*** (3.85)	0.241*** (2.71)	0.776*** (3.87)	0.575*** (3.65)
定数項	7.453*** (8.12)	7.220*** (7.72)	7.560*** (10.58)	7.310*** (4.94)	7.678*** (6.32)
社員ダミー 人民公社の印象	—	-2.109*** (-4.16)	—	-2.210*** (-3.98)	—
標本数	276	276	245	276	245
Adj. R^2	0.814	—	—	—	—
Centered R^2	—	—	0.823	—	0.531
Uncentered R^2	—	—	0.989	—	0.970
Root MSE	—	—	0.419	—	0.682
λ	—	-0.190	—	-0.261	—
$\text{ath}\rho=0.5*\ln\{(1+\rho)/(1-\rho)\}$	—	-0.469*** (-2.90)	—	-0.401** (-2.10)	—
Hansen J statistic(p value)	—	—	0.262	—	0.852

(注) 社員ダミーの推計結果については、操作変数の推定値だけを示す。GMM推定の操作変数は「人民公社の印象」と「周辺農家の入社状況」を用いた。括弧内は $z(t)$ 値を表す。*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で有意であることを意味する。STATAのttestコマンドは ρ ではなく $\text{ath}\rho=0.5*\ln\{(1+\rho)/(1-\rho)\}$ を直接推計する。推定値の有意性を判定するため、 $\text{ath}\rho$ を示した。

すように、 $\text{ath}\rho$ の推定値はゼロと有意差がある。

ρ (ϵ と u の相関係数) はマイナスであるから、OLS 推定は合作化効果を過小に評価する。実際に、(a) と (b) を比較すると、社員ダミーの推定値は OLS 推定で 0.141, ML 推定で 0.422 である^(註25)。なお、 $\rho < 0$ は (7) 式の説明変数に含まれていない変数に negative selection が生じていることを意味する。経営者能力や栽培技術に長けた農家が合作組織に参加する傾向が強く、そうした農家特性が観察できなければ、 $\rho > 0$ を得る。反対に、独立志向に富み、収益の高い農家が入社を拒否する傾向が強く、そうした特性が観察不可能であれば、negative selection は首肯し得る。契約農家と非契約農家の生産性の相違を、処理効果モデルを用いて計測した Bolwig, Gibbon and Jones (2009) や Warning and Key (2002) でも negative selection が生じており、 $\rho < 0$ が特異な現象というわけではない。もちろん、すべての説明変数が観察可能であれば、セレクション・バイアスは消滅するはずであるが、この点は補論で触れる。GMM 推定における Hansen J statistic の p 値は (c) で 0.262, (e) で 0.852 である。これは「操作変数が成果関数の誤差項と相関していない」という帰無仮説を棄却できないことを示唆している。つまり、 Z_1 と Z_2 は操作変数としての資格を備えている。また表示は割愛したが、この 2 つの変数については、Cragg-Donald 検定の結果、弱相関操作変数 (weak instrumental variables) の問題も生じておらず、さらに Wu-Hausman 検定および Durbin-Wu-Hausman 検定の結果、社員ダミーの外生性は 5 パーセント水準で棄却された。

表 3 の (d), (e) は「 \ln (スイカ売渡価格)」を説明変数から除外したモデルの推計結果である。価格を説明変数から除外することで、リスク態度の推定値が有意となるが、その理由は判然としない。社員ダミーの推定値は (d) で 0.776, (e) で 0.575 である。つまり、合作化効果は π_0 (非社員の所得) の $\exp(0.776) - 1 = 1.17$ 倍, 0.78 倍に相当する。それぞれの推計式から得られる π_0 の平均値は (d) で 26.8 元/日, (e) で 27.0 元/日であるから、金額換算の効果はそれぞれ 31.4 元/日, 21.0 元/日となる。一方、「 \ln (スイカ売渡価格)」が説明変数に含まれる (b), (c) の合作化効果は、それぞれ 12.7 元/日, 7.6 元/日となる。要するに、社員・非社員の間にみられる価格差をどのように解釈するかで、計測結果は大きく変化するが、価格差を合作化の影響とみなせば、合作化効果は 21~31 元/日と推定される。

2. PSM 法による処理効果分析

PSM 法による処理効果の計算プログラムは様々な形で公開されているが、本稿では Leuven and Sianesi (2003) が開発した STATA モジュールを利用した。繰り返すが、PSM 法ではプログラムへの参加・不参加を決定する変数が、すべて観察可能であることを前提としているから、傾向スコアの説明変数に漏れがあってはならない^(註26)。世帯および世帯主の属性 (居住地の状況, 世帯員数, 世帯主の年齢・学歴), 農業生産や組織参加の意思決定に関係する変数^(註27), プログラムへの参加資格 (入社条件) などは必須である。通常、傾向スコアはロジット (logit), プロビット (probit), ログ・オッズ (log-odds) 比モデルを用いて推

表4 プロビット・モデルの推計結果

	(a)		(b)	
		z 値		z 値
同居世帯員数	-0.108	-0.27	-0.047	-0.11
同居世帯員数 ²	0.016	0.36	0.005	0.11
世帯主の年齢	-0.162	-1.26	-0.156	-1.10
世帯主の年齢 ²	0.002	1.28	0.002	1.13
世帯主の学歴	-0.038	-0.48	-0.087	-1.02
自宅から鎮庁までの距離	-0.001	-0.01	0.025	0.33
新技術・新品種の導入	0.631*	1.85	0.581	1.62
情報ソース数	-0.132	-1.31	-0.046	-0.42
人民公社の印象	-1.185**	-2.35	-1.554***	-2.79
周辺農家の入社状況	0.418***	7.98	0.399***	7.06
村民大会・選挙への参加	0.243	1.20	0.168	0.78
リスク態度	0.003	0.05	-0.023	-0.34
2005年のスイカ栽培面積	1.001***	3.23	1.044***	3.02
2005年のスイカ栽培面積 ²	-0.084**	-2.39	-0.085**	-2.19
市況把握度	—	—	0.107	1.20
2000～2005年の間に借金をした	—	—	0.390*	1.67
新旧合作社の区別	—	—	1.023***	3.27
2005年の圃場分散度	—	—	-0.450	-0.66
定数項	0.019	0.01	-1.155	-0.31
標本数	283		283	
対数尤度	-89.161		-81.064	
Pseudo R ²	0.542		0.584	

(注) *, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で有意であることを意味する。

計されるが、本稿ではプロビット・モデルを用いた。表4が推計結果である。

世帯属性に関係する変数（「世帯員数」，「世帯員数²」，「世帯主の年齢」，「世帯主の年齢²」，「世帯主の学歴」）の推定値はすべてゼロと有意差を持たない。「自宅から鎮庁までの距離」，「情報ソース数」，「村民大会・選挙への参加」，「リスク態度」の推定値も有意性は低い。「新技術・新品種の導入」の推定値はプラスであり，推計式 (a) については 10 パーセント水準で有意である。つまり新しい技術や品種の導入に熱心な農家ほど，入社する確率は高い。傾向スコアの推定では「人民公社の印象」を説明変数に加えた。推定値はマイナスでゼロと有意差がある。

また推計式 (b) では，「新旧合作社の区別」を説明変数に追加したが，推定値はプラスで有意である。「新旧合作社の区別」は「人民公社の印象」と表裏を成しており，1950 年代の初級・高級合作社と現在の合作社の相違を理解している農家ほど入社確率は高い。つまり，正確な情報に基づいて旧合作社のイメージを払拭できた農家ほど，合作組織へ参加する傾向が強いといえる。すでに述べたように，このことは人民公社に対する嫌悪感や現在の合作社に対する無理解が，入社拒否の大きな理由となっていることを示唆しており，黄・徐・冯 (2002)，周 (2004) の指摘とも矛盾しない。嫌悪感の原因は判然としないが，自主的経営権の喪失，生産

手段（資産）の公有化，組織への全面的な服従といった人民公社時代の経験や伝聞に起因するものと思われる^(注28)。

「周辺農家の入社状況」の推定値は有意であり，符号はプラスである^(注29)。ただし，これが組織参加における模倣行動やネットワークの存在を示唆するのか，それとも「周辺農家の入社状況」が観察不可能な要因の代理変数となっており，それにより有意な結果が導かれたのかは判然としない [Manski 1993; Wydick 2008, chapter 8]。「2005年のスイカ栽培面積」と「2005年のスイカ栽培面積²」の推定値はともに有意であり，前者がプラス（1.001），後者がマイナス（-0.084）である。つまり，入社確率は栽培面積に関して逆U字の関係にあり，推定値から確率は栽培面積が6ムー（入社条件の2倍の面積）で最大となることが分かる^(注30)。2005年時点で栽培面積が6ムーを越える農家は14戸あり，その内10戸が現在社員である。推計式（b）では，「新旧合作社の区別」に加え，「市況把握度」，「2000～2005年の間に借金をした」農家を1とするダミー変数，「2005年の圃場分散度」を追加した。「市況把握度」および「2005年の圃場分散度」は有意ではないが，「新旧合作社の区別」と「2000～2005年の間に借金をした」は有意である。ただし，推計式（b）を用いた場合，多くの変数がBPを満たさない。試行錯誤の結果，処理効果の計測では推計式（a）を利用した。Pseudo R^2 は0.542であり，モデルの説明力はきわめて高い。

PSM法における成果の指標は，前項と同じ労働日数1日当たりのスイカ栽培所得（ π ）である。まず π に関する単純比較であるが，表5の第1行に示すとおり，所得の平均値は社員

が84.5元/日，非社員が40.7元/日で，その差（43.8元/日）は統計的に有意である（ t 値：6.42）。ちなみに，農外賃金の標本平均は62.9元/日であるから，社員のスイカ栽培所得はそれよりも高い^(注31)。なお，CSを制約条件として課した結果，カーネル法，LLR法ともに，処理群のオブザベーションが20除外された。表6は全サンプルを用いた場合のバランス検定の結果であるが，同表に示されたとおり，カーネル法もLLR法もBP条件を満たしている。合作化効果はカーネル法で23.5元/日，LLR法で21.2元/日であり，bootstrap t 値はそれぞれ2.43と2.18である（ともに5パーセント水準で有意）^(注32)。要するに，様々な要因に基づくバイアスを除去しても，労働日数当たりの所得は非社員よりも社員の方が高く，合作化効果は単純比較のほぼ半分を占める。

カーネル法とLLR法から推定される合作化効果は，21～24元/日である。一方，パラメトリック・モデルによる効果は，スイカ価格を説明変数に加えない場合，すなわち社員・非社員の間みられる生産物価格の差を合作化効果とみなす場合で，21～31元/日であった。パラメトリック・モデルでは， π を土地・労働比率などでコントロールしているから，価格差を合作化効果に含めたとしても，PSM法と比べて狭義の効果を捉えていると解釈できる。したがって，本来であれば，合作化効果はPSM法の方が大きく推定されるはずであるが，実際にはそうっていない。パラメトリック・モデルの合作化効果がATTとATU（Average Treatment Effect on the Untreated）の加重平均である点を考慮しても，2つの推計結果の間には若干の矛盾が生じている。

表5 成果の単純比較と処理効果の推定結果

		単純比較				カーネル法		LLR 法	
		社員	非社員	差	t 値	処理効果	t 値	処理効果	t 値
所得/労働日数(全サンプル)	元/日	84.5	40.7	43.8	6.42	23.5**	2.43	21.2**	2.18
労働生産性	kg/日	38.8	28.5	10.4	3.41	4.10	0.99	5.31	1.38
土地生産性	kg/亩	2022	1945	77.0	1.63	3.97	0.05	25.1	0.30
土地・労働比率	亩/100 日	1.92	1.52	0.40	2.61	0.22	1.27	0.27	1.59
マージン	元/kg	2.14	1.43	0.71	5.60	0.28	0.87	0.17	0.52
価格	元/kg	3.07	2.23	0.84	6.33	0.40	1.06	0.25	0.62
平均費用	元/kg	0.93	0.80	0.13	2.05	0.12	0.77	0.08	0.50
小規模農家									
所得/労働日数(スイカ)	元/日	77.8	36.7	41.1	4.41	26.8	1.51	33.0*	1.94
非農業賃金	元/日	64.2	55.3	8.9	1.10				
家計総収入/世帯員数	万元/人	1.53	1.25	0.28	2.34				
家計総資産	万元	16.2	11.5	4.6	1.79				
家屋資産価値	万元	13.8	8.7	5.2	2.19				
大規模農家									
所得/労働日数(スイカ)	元/日	87.8	52.3	35.5	2.92	13.3	0.63	—	—
非農業賃金	万元/日	74.3	62.9	9.8	1.16				
家計総収入/世帯員数	元/人	2.00	1.72	0.28	1.33				
家計総資産	万元	21.0	15.5	5.5	1.51				
家屋資産価値	万元	16.4	12.2	4.2	1.34				
所得/労働日数(スイカ以外)	元/日	22.8	23.3	-0.4	-0.06	2.2	0.18	0.6	0.06

(注) *, **はそれぞれ10%, 5%準で有意であることを意味する。

表6 バランス検定の結果

	カーネル法		LLR 法	
	t 値	p 値	t 値	p 値
同居世帯員数	-1.16	0.249	-0.59	0.555
同居世帯員数 ²	-0.98	0.330	-0.46	0.645
世帯主の年齢	0.72	0.469	0.56	0.573
世帯主の年齢 ²	0.77	0.439	0.54	0.587
世帯主の学歴	-0.07	0.941	0.38	0.703
自宅から鎮庁までの距離	-0.47	0.640	-0.14	0.890
新技術・新品種の導入	0.51	0.614	0.55	0.585
情報ソース数	0.98	0.329	0.24	0.812
人民公社の印象	-0.71	0.477	-1.01	0.315
周辺農家の入社状況	-0.70	0.487	-0.92	0.359
村民大会・選挙への参加	0.84	0.403	0.59	0.558
リスク態度	-0.34	0.736	0.10	0.920
2005 年のスイカ栽培面積	0.28	0.779	0.85	0.397
2005 年のスイカ栽培面積 ²	0.31	0.757	0.83	0.407
p 値 マッチング前	0.000		0.000	
マッチング後	0.973		0.987	

(注) 最終行の2つは、全ての説明変数に関する尤度比検定の p 値である。

ところで、 π は以下に示すように労働生産性 (Q/L) とマージンの積に等しく、さらに労働生産性は土地生産性 ($x \equiv Q/S$) と土地・労働比率 ($y \equiv S/L$) の積に等しく、マージン (z) は平均売渡価格 (P) と平均費用 (C/Q) の差に等しい (C は中間投入費を表す)。

$$\pi = \frac{PQ - C}{L} = \frac{Q}{L} \left[P - \frac{C}{Q} \right] = \frac{Q}{S} \cdot \frac{S}{L} \left[P - \frac{C}{Q} \right] \equiv xyz \quad (8)$$

そこで、これらの変数についても個別に合作化効果を推定し、その結果を表5に示した。単純比較をみると、労働生産性の差は10.4キロ/日であり、ゼロと有意差を持つ (t 値: 3.41)。土地生産性の差は77.0キロ/ムーであるが、 t 値は1.63と2を下回る。社員と非社員の間で反収差の有意性が低い理由としては、「帶動」による技術の平準化が考えられる。本合作社では、地域ブランドを確立するために、社員による非社員に対する技術情報の提供を奨励している。土地・労働比率の差は0.40ムー/100日であり、 t 値は2.61である。マージンと価格についても、社員が非社員に対してアドバンテージを有しており、両者の差はゼロと有意差を持つ。平均費用については社員の方が有意に高いが、これは社員がハウス用のビニールを多く使用しているためである^(注33)。以上より、単純比較で見れば、平均費用を除きスイカ栽培のパフォーマンスは社員の方が良好といえる。ただし合作化効果については、労働生産性、マージンは統計的に有意ではなく、土地生産性、土地・労働比率、価格、平均費用の t 値も低い。つまり、個別要素の処理効果は統計的に有意とはいえない。

表5で注目すべきは、合作化効果の階層性である。ここでは小規模層と大規模層の標本数がほぼ等しくなるように、2005年時点のスイカ

栽培面積が3ムー以下の農家を小規模層とした。したがって、小規模層には入社条件を満たす農家も含まれる。標本数は小規模層が167戸(内、社員が53戸)、大規模層が151戸(内、社員が107戸)である。大規模層のLLR法については、非社員数が少なかったため推定を断念した。小規模層については、 π の単純比較が41.1元/日 (t 値: 4.41)、合作化効果が27~33元/日である。 t 値はカーネル法で1.51とやや低いが、LLR法では1.94であるから、後者については社員と非社員の間に有意差があると考えてよい。一方、大規模層については、 π の単純比較が35.5元/日で、 t 値は2.92であるが、カーネル法による合作化効果は13.3元/日にすぎず、 t 値も0.63と低い^(注34)。ちなみに、パラメトリック・モデルを用いて合作化効果を計測すると、表3の(b)で特定化した場合、小規模層で16.3元/日、大規模層で8.8元/日、(d)で特定化した場合には、それぞれ41.7元/日と5.0元/日であった。(b)、(d)ともに、社員ダミーの推定値 (γ_0) は、小規模層では1パーセント水準で有意であったが、大規模層については10パーセント水準でも有意ではなかった。要するに、すべての計測結果が合作化効果には階層性があり、それは大規模層よりも小規模層で顕著であることを示している^(注35)。

表5には、非農業賃金、世帯員1人当たりの家計総収入、資産(家計総資産と家屋資産価値)に関する単純比較の計算結果が示されている^(注36)。分析の意図は、入社状況と経営規模を基準として分類された4つのグループ間で、その経済状態を比較することにある。表に明らかとなっており、社員・大規模農家が最も裕福で、非社員・小規模農家が最下層に位置しており、と

くに収入、資産については両者の間に倍近い開きがある。また農外賃金についても、社員・大規模層が74.3元/日であるのに対し、非社員・小規模層は55.3元/日にとどまる。小規模層に限定してみても、非社員がすべての項目で社員に劣る。つまり、合作組織に参加してない小規模農家が農外就業によって農業所得の不足分を補い、他階層との所得あるいは資産の均等を実現するという事態には至っていない。

最後に、合作化効果のスピル・オーバー (spill-over) について検討しておこう。Govereh and Jayne (2003), Minten, Randrianarison and Swinnen (2007) によれば、換金作物の商品化計画 (commercialization program) や契約栽培は、農業技術や経営管理能力の向上を通して、計画や契約の対象外である伝統的作物 (穀物) の生産性をも上昇させる^(注37)。本事例に則していえば、合作化の効果がスイカ栽培以外の農業部門にも波及するというのである。表5の最終行は、スイカ栽培以外の農業所得/労働日数に関する合作化効果の計測結果である。単純平均は、社員が22.8元/日、非社員が23.3元/日であるが有意差はなく、カーネル法、LLR法による合作化効果もそれぞれ2.2元/日、0.6元/日で t 値も低い。このことから、先行研究の結果とは異なり、合作化効果の他農業部門への波及効果は、少なくとも本事例については存在しないと結論できる。

結 論

組織化による農家所得あるいは農業生産性の向上は、合作組織への参加を促すための常套句だが、それは往々にして社員と非社員の単純な

比較に基づいている。合作社が入社条件を定めているか、あるいは一部の農家が何らかの理由により入社を躊躇していれば、単純比較は意味をなさない。事実、本稿の分析対象となった合作社は、一定以上の経営規模 (栽培面積) を入社 の要件としているし、新旧合作社の相違を理解していない者や、人民公社に対して強い嫌悪感を抱いている農家ほど、合作組織への参加率は低い。このことは成果の単純比較にセクション・バイアスが紛れ込んでいる可能性を示唆している。バイアスを除去するためには、世帯の属性をコントロールしつつ、入社選択の内生性にも配慮して、モデルを推計しなければならない。

セクション・バイアスの除去は、処理効果モデルとして広く知られているが、近年、Propensity Score Matching (PSM) と呼ばれる手法が注目を集めている。2値選択モデルにより入社確率を計測し、そのスコア (傾向スコア) が接近している処理群 (社員) と対照群 (非社員) における成果の期待値の差を処理効果とみなすのである。本稿では、合作社設立の目的が農民の経済的地位の向上にあるという事実を鑑み、労働日数当たりのスイカ栽培所得を処理効果の指標とみなし、合作化効果を推定した。

実証分析は、筆者が江蘇省南京市横溪鎮で独自に収集したデータを用いて行った。調査の対象となったのは、贈答用の高級スイカを扱う合作社と300戸余の生産農家である。社員と非社員のスイカ栽培所得の標本平均は、それぞれ84.5元/日と40.7元/日であるが、PSM法により推定された合作化効果はこの差 (43.8元/日) のほぼ半分を占める。つまり、単純比較にはセクション・バイアスが含まれるものの、

合作化が農家経済に及ぼす影響は無視しがたいほどに大きい。所得増加の要因としては、合作社の有利販売（マージン率の高さ）、販路の確保、技術情報の提供などが考えられるが、合作化効果のスピル・オーバー、すなわち家計レベルにおける他部門（たとえば稲作）への波及は確認されなかった。

本稿のもう1つの課題は、合作組織への参加・不参加に影響を及ぼす要因を特定化するとともに、合作社が小農を排除する理由と農家が合作組織への参加を躊躇する原因を明らかにすることにある。合作社が大規模農家との契約を優先させる理由としては、取引費用の節減やリスク・シェアリングが先行研究によって指摘されている。実際に、本合作社の幹部は取引費用の節減を「小農排除」の理由に挙げているし、非社員と比較して社員の方がリスク愛好的であるという事実は、この仮説の妥当性を支持している。一方、プロビット分析の結果、「人民公社の印象」、「新旧合作社の区別」、「新技術・新品種の導入」、「周辺農家の入社状況」といった世帯属性が、入社・非入社の決定に有意な影響を及ぼしていることが判明した。つまり、現在の合作社と1950年代の初級・高級合作社の相違を理解していない者や、人民公社に対して強い嫌悪感を抱いている農家ほど合作組織への参加率は低く、反対に、新しい技術や品種の導入に熱心で、周辺に社員が多い農家ほど入社する確率が高い。参加・不参加をめぐる農家の意思決定が周辺農家の入社状況に依存する点については、これが組織参加における模倣行動を示唆するのか、それとも「周辺農家の入社状況」が観察不可能な要因の代理変数となっており、それにより有意な結果が導かれたのかは判然とし

ない。

本稿は一合作社を取り上げた事例研究であるから、結論の一般化には大幅な留保がつく。とくに合作化効果の階層性については、慎重な解釈が必要となろう。他方、合作化効果を正確に測定するためには、1つの事例を取り上げた方が望ましいという点は強調されてよい。仮に、合作組織に参加する農家（処理群）を網羅するような統計が整備されたとしても、どのような農家を不参加農家（対照群）として抽出するかが問題として残る。既述のとおり、処理効果分析では適切なサンプリングが不可欠である。

最後に、本稿の分析から得られる政策的含意を述べておこう。1つは入社制限の弊害とその撤廃方法についてである。一般的な状況と合致するとは限らないが、本分析のサンプルに関していえば、非社員の経済状態はスイカ栽培所得のみならず、家計総収入・資産の面でも社員に劣り、とくに非社員・小規模農家は、入社状況と経営規模を基準として分類される農家群の中で最下層に属する。したがって、「小農排除」は農村内に新たな格差を生み出す要因ともなりかねない。一方、サンプル・セレクション・モデルとPSM法による分析結果が示すとおり、合作化効果は小規模層についてのみ検出され、大規模層では統計的に有意ではなかった。つまり、合作化効果が最も強く作用するのは、入社資格に抵触する可能性が高い小規模農家なのである。したがって、合作社が「小農排除」から得る経済的なメリットと排除される農家の逸失所得を比較し、仮に後者が前者を上回るのであれば、入社制限を撤廃すると同時に、入社手数料の徴収を検討してもよい^(註38)。手数料収入が合作社の取引費用を補填し、新たに入社した農

家の（手数料控除後の）所得が増加するのであれば、このような制度の導入は農家と合作社、双方の利益に適っていると同時に、社会的公正の見地から奨励されるべきものである。

2つめは農民に対する啓蒙活動の必要性についてである。経営規模の小さな農家の中には、合作社に対する認識不足から、入社を躊躇している者も少なくない。つまり彼らは自己選択の結果として、所得増加の機会を逃しているのである。「農民專業合作社法」の細目を周知させることはともかくとして、少なくともこうした農民に対しては、新型合作社が人民公社時代の生産者組織とはまったく異なる、別の組織であること、いいかえれば、合作組織への参加により、彼らの農地請負権が侵害されることは断じてないことを理解させる必要がある^(註39)。

補論 パラメトリック・モデルの別推計

先行研究の中には、パラメトリック・モデルとPSM法の2つを用いて処理効果を推定し、その結果を比較しているものがある [Acosta 2006; Bratberg, Grasdahl and Risa 2002; Eren 2007; Godtland et al. 2004; McKenzie, Gibson and Stillman 2006; Skoufias and Shapiro 2006]。そうした研究では例外なく、パラメトリック・モデルとPSM法で同じ説明変数を用いている。第Ⅲ節第1項では所得（短期利潤）関数の概念に基づいて推計式を導出したが、ここでは先行研究の方法を踏襲し、パラメトリック・モデルを推計した。結果は補表に示されている。操作変数としては「人民公社の印象」を用い、被説明変数は π とした。表4のプロビットモデル(a)と同じ説明変数を用いて推計した結果、 ρ

の推定値はゼロと有意差を持たない。つまり、サンプル・セレクション・モデルの有効性は失われている（推計式(a)）。そこで、OLS推定の結果も併せて示した。処理効果は推計式(a)で48.7元/日、(b)のOLS推計で32.7元/日である。(c)は、カーネル・マッチングのCS条件を満たすオブザベーションだけを用いた推計結果である（そのような標本にML法を用いると、 athp の z 値は-1.05となる。つまり、この場合もサンプル・セレクション・モデルの有効性は失われている）。PSM法と推計式(c)の結果を比べると、合作化効果は後者の方が大きい。OLS推定の修正済み決定係数が低く、当てはまり(fitness)の点で問題を残している。

（注1）中国政府が「農業産業化」を唱えたのは1990年代末であるが、2002年に改正された「農業法」にその内容が示されている。合作社とともに「農業産業化」の担い手と目されているのが「竜頭企業」（農産物の加工・流通企業）である。「竜頭企業」が「農業産業化」の牽引役となり、合作組織が企業と農家の仲介役として、両者の利益やリスクを調整するといった形態も多くみられる。

（注2）農村社区合作經濟組織とは、人民公社解体後に集団の財産を管理するために設立された組織で、郷鎮政府、村民委員会等の經濟部門組織として郷鎮政府、村民委員会と一体的に運営されている [河原 2008]。一方、供銷合作社（購買販売組織）、農村信用合作社とは、1950年代に設立された協同組合のことで、文革期に国营セクターに統合されたが、改革開放以降、農民の協同經濟組織として再編された [青柳 2007]。

（注3）かつては人民公社の小規模なものを合作社と呼んでいた。新型合作社とはそれと区別するための呼称である [山下 2006]。

補表 パラメトリック・モデルの推計結果

	(a)ML		(b)OLS		(c)OLS	
所得/労働日数						
同居世帯員数	-14.718	(-1.41)	-14.150	(-1.34)	-11.353	(-1.13)
同居世帯員数 ²	1.450	(1.22)	1.436	(1.19)	1.286	(1.11)
世帯主の年齢	-4.844	(-1.25)	-5.870	(-1.53)	0.793	(0.22)
世帯主の年齢 ²	0.038	(1.06)	0.048	(1.32)	-0.015	(-0.44)
世帯主の学歴	-0.565	(-0.26)	-0.620	(-0.28)	1.780	(0.87)
自宅から鎮庁までの距離	1.319	(1.27)	1.125	(0.57)	0.577	(0.32)
新技術・新品種の導入	13.243	(1.24)	19.038**	(2.03)	19.568**	(2.33)
情報ソース数	-3.293	(-1.05)	-3.512	(-1.10)	0.302	(0.10)
村民大会・選挙への参加	3.016	(0.52)	4.800	(0.84)	2.447	(0.47)
リスク態度	2.567	(1.42)	2.798	(1.53)	2.744	(1.61)
2005年のスイカ栽培面積	5.372	(1.09)	8.737**	(2.13)	4.401	(1.16)
2005年のスイカ栽培面積 ²	-0.210	(-0.72)	-0.379	(-1.47)	-0.182	(-0.78)
社員ダミー	48.753***	(3.24)	32.654***	(4.67)	28.476***	(4.49)
定数項	178.361*	(1.74)	194.049*	(1.88)	17.714	(0.18)
社員ダミー						
人民公社の印象	-2.141***	(-4.45)	—		—	
標本数	314		314		294	
Adj. R ²	—		0.186		0.173	
λ	-10.905		—		—	
$\text{ath}\rho=0.5*\ln\{(1+\rho)/(1-\rho)\}$	-0.211	(-1.19)	—		—	

(注) 社員ダミーの推計結果については、操作変数の推定値だけ示す。括弧内は $z(t)$ 値を表す。*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で有意であることを意味する。(c)はカーネル・マッチングでCS条件を満たさない観察値を除外した推計結果。

(注4) 池上(2007)によれば、「三農問題」とは、中国における農業、農村、農民が抱える3つの問題を指す。具体的には「農業」の規模拡大や効率化の問題、「農村」における社会管理体制および農村社会事業の問題、「農民」の就業と所得の問題であり、一言で整理すれば、都市と農村の経済格差のことである。

(注5) 人民公社解体後に導入された農家請負生産制の下では、「統一経営」の主体である集団(集団経済組織)が農地を所有し、農家は「分散経営」の主体として集団から農地請負権を取得し農業経営を行っている(「双層経営」体制)。農家1戸当たりの耕地面積は全国平均で0.6ヘクタール程度にすぎないが、近年、請負権の借り入れにより規模を拡大する農家が増えており、政府も大規模農家の育成を奨励している。

(注6) 陳(2008)は『人民日報』2004年2月5日の記事を引用しているものと思われる。

(注7) 小林・劉・秦(2007, 73, 272)では「能人」(農村のリーダー)による合作社の運営が指摘されているが、筆者がこれまで江蘇省の農村で行ってきた現地調査でも、そのような傾向が観察される。寶劔・佐藤(2009)の分析によれば、村民委員会が提供する農業関連サービスや投資プロジェクトの誘致、県政府との人的な関係や農業生産基地の認定といった要因が農民組織の設立に深く関与している。また、Deng et al.(2010)は、380村のパネル・データを利用して、2006年以降、合作社が急増した原因は「農民專業合作社」の制定と上級政府の支援(通達や財政的補助)にあることを明らかにした。

(注8) 多田・胡・宮田(2006)は中国山東省の青果物農家を調査し、一般農家に比べ、契約農家の生産性が高いことを明らかにした。合作化が農家所得や技術普及に及ぼす影響を分析したものとしては他にも、尤・林(2005), Lingo-

hr (2007) などがあるが、これらの研究では農家属性がコントロールされておらず、セレクション・バイアスも考慮されていない。寶劍・佐藤 (2009), Miyata, Minot and Hu (2009) は、計量経済学的手法を用いて、こうした問題を克服している。中国が分析対象ではないが、Bolwig, Gibbon and Jones (2009), Simmons, Winters and Patrick (2005), Warning and Key (2002) は、2段階推定法あるいは最尤法を用いて、契約農家と非契約農家のパフォーマンスの違いを明らかにした。ただし、PSM法を用いて合作化効果を計測した例は、筆者が知る限り存在しない。

(注9)「小農排除」に関する一般的な議論については、Glover and Kusterer (1990), Key and Runsten (1999), Little and Watts (1994) を参照。Simmons, Winters and Patrick (2005) は、食品加工企業が大規模農家との契約を優先させるか否かは、取り扱う作物に依存すると述べているが、Glover and Kusterer (1990, chapter 6) には、「小農排除」の事例が数多く紹介されている。経営規模を基準とする入社制限の経済学的意味については、Key and Runsten (1999), Kirsten and Sartorius (2002) の議論が参考になる。張 (2010, 20) は、中国の合作社が「大規模農家主導のもとで、敷居を高くして、小規模農家を排除している場合が多い」と述べている。中国の四川省と江蘇省の合作社を調査した河原 (2006) によれば、多くの合作社が経営規模を入社資格として定めている。また、山東省のリング農家を調査した山田 (2007) も、経営規模が入社条件となっている可能性を指摘している。なお、経営規模が零細で、家族労働力に依存した経営を「小農」と定義すれば、中国のほとんどの農家が「小農」に分類される。しかし、相対的に規模の小さな農家が契約から排除されている事実には変わりはない。

(注10) エチオピアの農民組織についても、似たような現象が観察される。Bernard and Spielman (2009) によれば、旧政権下における農業協同組合は、社会主義のイデオロギーを浸透さ

せるための手段であった。現在、農民の警戒心を解くために、協同組合の組織化は漸進的に行われている。

(注11) Heckman (1979) の2段階推定法に比べ、最尤法あるいは操作変数法を用いた方が、より効率的な推定値が得られる。

(注12) CIA を $Y_0, Y_1 \perp D | W$ と定義する場合もあるが、ATTを問題にするのであれば、(6)式で十分である。

(注13) Eren (2007, 772), Smith and Todd (2005, 315) などの指摘によれば、マッチング法の選択は、推定値のバイアスと分散のトレード・オフという問題に直面する。

(注14) 合作社の理事長は村の書記を兼務しているが、「それは合作社の発展にとって、重要ではない」と回答している。

(注15) 一般的な状況として、近年合作社の事業内容が拡大している。かつては、技術や情報の提供に限られていたが(そのような組織は「協会」と呼ばれ、「農民專業合作社法」の適用を受けない)、生産物の販売、生産資材の購入から、収穫物の加工、運送、貯蔵、研究開発といった分野にまで進出している合作社も現れている[小林・劉・秦 2007, 97]。

(注16) Glover and Kusterer (1990, 3) が指摘するように、契約とは基本的にリスクを当事者間でどのようにシェアするかという問題に帰着する。今回の調査ではこの点に踏み込むことができなかった。Guo and Jolly (2008) は、竜頭企業と契約栽培を行っている農家の契約履行率がどのような要因に規定されるのかを明らかにした。

(注17) 具体的な質問方法はBinswanger (1980) に従った。

(注18) s_i を各圃場の面積とすれば、Simpson index は $1 - \sum s_i^2 / (\sum s_i)^2$ として定義され、[0, 1] の値をとり、値が大きいほど分散度は高い。

(注19) 2008年におけるスイカ栽培面積のジニ (Gini) 係数は全体で0.245、社員で0.217、非社員で0.256である。スイカの栽培面積が2ムーを越えると、雇用労働を入れる農家が現れ

始め、最大規模（30 ムー）の農家については、雇用労働費の総費用に占める割合が45パーセントに達する（平均値は4.9パーセント）。なお入社要件として、栽培面積3ムー以上が設定されているにもかかわらず、6戸の社員がこの条件を満たしていない。このような農家が入社を許されている理由は判然としない。

（注20）江蘇省の農家412戸（内、社員30戸）に対して聞き取り調査を行った孫（2003）によれば、入社しない理由として過半数の農家が「組織の活動内容が不明確」と答えており、20～25パーセントの農家が「組織の運営が不安」、「近隣に合作社が存在しない」、「入社が有益とは思われない」と回答している。

（注21）「人民公社の印象が入社・非入社の決断に影響した」と回答した農家は37戸で、そうした農家の平均入社率は2.7パーセントと極めて低く、スイカの平均栽培面積は3.19ムーにとどまる。反対に、「影響しなかった」と回答した農家は280戸あり、平均入社率は56.8パーセント、平均栽培面積は3.72ムーである。一方、「入社・非入社の決定時に新旧合作社の相違を理解していた」と回答した農家は254戸あり、その内59.1パーセントが合作組織に参加しており、栽培面積の平均は3.72ムーである。反対に、「理解していなかった」と回答した農家は63戸で、平均入社率は15.9パーセント、平均栽培面積も3.41ムーにとどまる。

（注22）スイカ栽培だけに投下された資本を抽出することは不可能であるが、農業所得に占めるスイカ栽培所得の割合は、社員で80パーセント、非社員で75パーセントと非常に高い。

（注23）（7）式に追加した説明変数は、後に示すプロビット分析との整合性を考慮して、取捨選択した。有意性の低い変数を除外しても、推計結果に大きな変更はない。

（注24）推定パラメータから生産関数の生産弾力性が計算できる。表3（b）の推計結果を用いると、土地が0.76と非常に高く、資本が0.11、中間投入財が0.10、労働が-0.02となる。つまり、スイカ栽培は明らかに過剰就業の状態にあ

るといえる。帰無仮説： $b=0$ が棄却できないので、生産関数に関する1次同次性の制約を課して所得関数を再推計しても、労働の弾力性はゼロと有意差を持たない。

（注25）短期利潤関数をトランスログ（trans log）型で特定化すると、社員ダミーの回帰係数は、OLS推定で0.121（5パーセント水準で有意）、表3の（b）に対応する場合で0.541（1パーセント水準で有意）、（c）に対応する場合で0.229（5パーセント水準で有意）であった。

（注26）パネル・データを利用し、参加前後における成果の差にマッチング法（DIDM）を適用すれば、仮にtime invariantな変数が漏れていたとしても、バイアスの発生を抑えられる[Smith and Todd 2005]。ただし、参加前の成果がrecall dataである場合、データの正確さが問われる。

（注27）White and Killeen（2002）は、プログラムに参加する者の態度に関する情報（attitudinal information）を傾向スコアの説明変数に加えることの重要性を強調している。本稿でいえば、「人民公社の印象」や「新旧合作社の区別」および「村民大会・選挙への参加」などが、これに該当するものと思われる。

（注28）「人民公社の印象が入社・非入社の決断に影響した」と回答した農家の世帯主は、「影響しなかった」と回答した農家の世帯主よりも平均して6歳ほど年長である。

（注29）共産党政権崩壊後のルーマニア農業の生産者組織を分析したSabates-Wheeler（2002）によれば、近隣農家の行動が組織参加の意思決定に強い影響を及ぼしている。

（注30）エチオピアにおける農村生産者組織への参加状況を分析したBernard and Spielman（2009）によれば、中国と同様にエチオピアでも旧政権下では組織への加入は強制的であったが、現在は任意加入であり、入社確率は経営規模に関して逆U字の関係にある。

（注31）農外賃金は第2、3次産業収入、給与性収入の合計を非農業就業日数で除して求めた。1戸当たりのスイカ栽培労働日数は、社員平均

で288日、非社員平均で275日であり、非農業就業日数は、社員平均で392日、非社員平均で410日である。スイカ栽培所得と農外収入を総額で比較すると、社員・非社員ともに後者の方が多い。

(注32) 最近隣マッチングによる合作化効果は24.4元/日で、bootstrap t 値は2.24であった。なお、bootstrap t 値は200回の反復計算による。

(注33) ビニール・ハウスのコスト・シェアは社員で22.0パーセントであるのに対し、非社員では15.4パーセントにとどまる。

(注34) 最近隣マッチングによる合作化効果は、小規模層、大規模層でそれぞれ29.6元/日、0.74元/日で、bootstrap t 値はそれぞれ1.91と0.04であった。

(注35) 王・刘 (2007)、張・刘 (2004) は、合作社設立の経済的なメリットが大規模農家に集中していると述べているが、セレクション・バイアスのみならず、経営規模の影響すら考慮されていない。

(注36) 家計の厚生水準を測る指標としては、所得よりも支出(消費)の方が望ましい。しかし、同居する家族が家計を分けている場合、全体の支出総額を把握することは困難である。なお、非農業賃金や総収入、資産について処理効果を計測するためには、表4とは異なる変数を用いて傾向スコアを推定する必要がある。

(注37) Govereh and Jayne (2003) はジンバブエの綿花を、Minten, Randrianarison and Swinnen (2007) はマダガスカルの野菜をそれぞれ分析対象としている。

(注38) 河原 (2006) によれば、実際に手数料を徴収している合作社も存在する。ただし、手数料徴収と引き換えに、合作社が小農の入社を許容しているか否かは判然としない。

(注39) 山下 (2006) は、現行の土地制度が農家の経営請負権(農地使用権)を保証している限り、「竜頭企業」や合作社によるインテグレーションは契約栽培という形でしか実現し得ないと述べている。筆者が見聞した範囲では、農家が経営請負権を「竜頭企業」に貸し付け、賃労

働者として農場に雇用されるといったケースもみられる。垂直統合が進んだ事例については、農家と「竜頭企業」の間の農地貸借契約や収益の機能的分配が重要な研究テーマとなるであろう。

文献リスト

〈日本語文献〉

- 青柳 齊 2007. 「中国農民合作社の新展開とその制度的特徴」『中国21』Vol.26 愛知大学現代中国学会編 125-160.
- 天児慧 1999. 『中華人民共和国史』岩波書店.
- 池上彰英 2007. 「中国の『三農』問題と農業政策」久保義喜編『アジア農村発展の課題』筑波書房 71-102.
- 河原昌一郎 2006. 「農業組織化と市場安定化のための政策効果分析」銭小平編『中国東北部稲作地帯の発展と農民組織化の動向』国際農林水産業研究センター 75-89.
- 2008. 『中国農村合作社制度の分析』農林水産政策研究叢書第9号.
- 小林一穂・劉文静・秦慶武 2007. 『中国農村の共同組織』御茶の水書房.
- 北村行伸 2009. 『ミクロ計量経済学入門』日本評論社.
- 白石和良 2007. 「『中国の農民專業合作社法』その概要と問題点①——分散した農家経営と市場を有効に連結——」『農林経済』第988号 時事通信社.
- 多田稔・胡定寰・宮田幸子 2006. 「中国における契約農業の収益性——山東省における青果物のケーススタディ——」『2006年度日本農業経済学会論文集』日本農業経済学会 227-231.
- 張曉山 2010. 「中国の農民組織＝農民専門合作社の展開——成功の鍵は農民利益向上——」『中国農業の現在を知る、学ぶ——東アジア型農業・農村の根幹 家族経営とその組織化——』(農文協創立70周年・亜農交創立50周年記念シンポジウム) 農山村漁村文化協会・亜細亜農業技術交流協会 15-23.

陳鍾煥 2008.『中国農業「保護」政策の開始と農業「産業化経営」の役割』批評社.

寶劔久俊 2008.「農民專業合作組織の意義とその実態——概要の整理と実態調査に基づく考察——」池上彰英・寶劔久俊編『中国農村改革と農業産業化政策による農業生産構造の変容』アジア経済研究所 143-170.

寶劔久俊・佐藤宏 2009.「中国における農業産業化の展開と農民專業合作組織の経済的機能——世帯・行政村データによる実証分析——」Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 086 一橋大学経済研究所.

山下憲博 2006.「農業社会化服务体系の現状と課題」銭小平編『中国東北部稲作地帯の発展と農民組織化の動向』国際農林水産業研究センター 49-65.

山田七絵 2007.「中国沿岸部におけるリンゴ輸出の拡大と農家経済」重富真一編『グローバル化と途上国の小農』研究双書 No.560 アジア経済研究所 111-146.

〈中国語文献〉

黄祖輝・徐旭初・冯冠胜 2002.「農民專業合作組織發展的影響因素分析」『中国農村經濟』(3月): 13-21.

孫業苑 2003.「現段階我国農民合作需求与意願の実証研究和啓示——對江蘇農戶の実証調査与分析——」『江蘇社会科学』204-208.

王士海・刘俊浩 2007.「『農民專業合作社法』的正負效應分析」『重慶工商大学学报』第17卷第6期: 18-21.

尤慶国・林万龍 2005.「農村專業合作經濟組織的運行機制分析与政策影響評估」『農業經濟問題』総第309期: 4-9.

張樹川・刘永功 2004.「制約我国農民合作經濟組織發展的深層思考」『經濟問題』第8期: 45-47.

周章跃 2004.「經濟改革時期的中国農業合作社——發展与經驗——」『中国農業經濟評論』Vol.2, No.2: 238-257.

〈英語文献〉

Acosta, P. 2006. "Labor Supply, School Attendance, and Remittances from International Migration: The Case of El Salvador." *World Bank Policy Research Working Paper* 3903.

Bernard, T. and D.J. Spielman 2009. "Reaching the Rural Poor through Rural Producer Organizations? A Study of Agricultural Marketing Cooperatives in Ethiopia." *Food Policy* 34(1): 60-69.

Binswanger, H.P. 1980. "Attitudes toward Risk: Experimental Measurement in Rural India." *American Journal of Agricultural Economics* 62(3): 395-407.

Bolwig, S., P. Gibbon and S. Jones 2009. "The Economics of Smallholder Organic Contract Farming in Tropical Africa." *World Development* 37(6): 1094-1104.

Bratberg, E., A. Grasdal and A.E. Risa 2002. "Evaluating Social Policy by Experimental and Nonexperimental Methods." *Scandinavian Journal of Economics* 104(1): 147-171.

Cameron, A.C. and P.K. Trivedi 2005. *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.

Dehejia, R.H. and S. Wahba 2002. "Propensity Score-matching Methods for Nonexperimental Causal Studies." *Review of Economics and Statistics* 84(1): 151-161.

Deng, H. et al. 2010. "Policy Support and Emerging Farmer Professional Cooperatives in Rural China." *China Economic Review* (in printing).

Eren, O. 2007. "Measuring the Union-nonunion Wage Gap Using Propensity Score Matching." *Industrial Relations* 46(4): 766-780.

Glover, D. and K. Kusterer 1990. *Small Farmers, Big Business: Contract Farming and Rural Development*. London: Macmillan Press.

Godtland, E.M. et al. 2004. "The Impact of

- Farmer Field Schools on Knowledge and Productivity: A Study of Potato Farmers in the Peruvian Andes." *Economic Development and Cultural Change* 53(1): 63-92.
- Govere, J. and T.S. Jayne 2003. "Cash Cropping and Food Crop Productivity: Synergies or Trade-offs?" *Agricultural Economics* 28(1): 39-50.
- Guo, H. and R.W. Jolly 2008. "Contractual Arrangements and Enforcement in Transition Agriculture: Theory and Evidence from China." *Food Policy* 33(6): 570-575.
- Hazell, P.B.R. 2005. "Is There a Future for Small Farms?" *Agricultural Economics* 32 (Suppl. 1): 93-101.
- Heckman, J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47(1): 153-161.
- Heckman, J., H. Ichimura and P. Todd 1998. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator." *Review of Economic Studies* 65(1): 261-294.
- Heckman, J. et al. 1998. "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data." *Econometrica* 66(5): 1017-1098.
- Key, N. and D. Runsten 1999. "Contract Farming, Smallholders, and Rural Development in Latin America: The Organization of Agro-processing Firms and the Scale of Outgrower Production." *World Development* 27(2): 381-401.
- Kirsten, J. and K. Sartorius 2002. "Linking Agribusiness and Small-scale Farmers in Developing Countries: Is There a New Role for Contract Farming?" *Development Southern Africa* 19(4): 503-529.
- Leuven, E. and B. Sianesi 2003. "PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing." <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.
- Lingohr, S. 2007. "Rural Households, Dragon Heads and Associations: A Case Study of Sweet Potato Processing in Sichuan Province." *China Quarterly* 192: 898-914.
- Little, P.D. and M. J. Watts 1994. *Living under Contract: Contract Farming and Agrarian Transformation in Sub-Saharan Africa*. Madison: University of Wisconsin Press.
- Manski, C.F. 1993. "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem." *Review of Economic Studies* 60: 531-542.
- McKenzie, D., J. Gibson and S. Stillman 2006. "How Important Is Selection? Experimental versus Nonexperimental Measures of the Income Gains from Migration." *World Bank Policy Research Working Paper* 3906.
- Minten, B., L. Randrianarison and J. Swinnen 2007. "Spillovers from High-value Agriculture for Exports on Land Use in Developing Countries: Evidence from Madagascar." *Agricultural Economics* 37(2-3): 265-275.
- Miyata, S., N. Minot and D. Hu 2009. "Impact of Contract Farming on Income: Linking Small Farmers, Packers, and Supermarkets in China." *World Development* 37(11): 1781-1790.
- Mueser, P., K.R. Troske and A. Gorislavsky 2007. "Using State Administrative Data to Measure Program Performance." *Review of Economics and Statistics* 89(4): 761-783.
- Rosenbaum, P. and D. Rubin 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70(1): 41-55.
- Sabates-Wheeler, R. 2002. "Farm Strategy, Self-selection and Productivity: Can Small Farming Groups Offer Production Benefits to Farmers in Post-socialist Romania?" *World Development* 30(10): 1737-1753.
- Simmons, P., P. Winters and I. Patrick 2005. "An

- Analysis of Contract Farming in East Java, Bali, and Lombok, Indonesia.” *Agricultural Economics* 33(3): 513-525.
- Singh, S. 2002. “Contracting Out Solutions: Political Economy of Contracting Farming in the Indian Punjab.” *World Development* 30(9): 1621-1638.
- Skoufias, E. and J. Shapiro 2006. “Evaluating the Impact of Mexico’s Quality Schools Program: The Pitfalls of Using Nonexperimental Data.” *World Bank Policy Research Working Paper* 4036.
- Smith, J.A. and P.E. Todd 2005. “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?” *Journal of Econometrics* 125(1-2): 305-353.
- Swinnen, J.F.M. and M. Maertens 2007. “Globalization, Privatization, and Vertical Coordination in Food Value Chains in Developing and Transition Countries.” *Agricultural Economics* 37: 89-102.
- Warning, M. and N. Key 2002. “The Social Performance and Distributional Consequences of Contract Farming: An Equilibrium Analysis of the *Arachide de Bouche* Program in Senegal.” *World Development* 30(2): 255-263.
- White, M. and J. Killeen 2002. “The Effect of Career Guidance for Employed Adults on Continuing Education: Assessing the Importance of Attitudinal Information.” *Journal of the Royal Statistical Society Series A-Statistics in Society* 165, Part 1: 83-65.
- Winkelmann, R. and S. Boes 2006. *Analysis of Microdata*. Berlin: Springer.
- World Bank 2006. *China: Farmers Professional Associations Review and Policy Recommendations*. Washington, D.C.
- 2007. *World Development Report 2008: Agriculture for Development*. Washington, D.C.
- Wydick, B. 2008. *Games in Economic Development*. New York: Cambridge University Press.
- 【付記】本研究は、科学研究費補助金基盤研究（B）「日中における農村共有資源の保全・管理に関する経済分析」（代表者：伊藤順一，平成19～21年度）における成果の一部である。江蘇省南京市での調査では、江蘇省社会科学院農村発展研究所の研究員から絶大な協力を賜った。文献整理および現地調査では、張采瑜（東京大学）、周若云（同）の協力を得た。調査に協力していただいた農家の方々にも厚くお礼申し上げたい。庄司匡宏（成城大学）、本誌レフェリーおよび南京農業大学、京都大学で行われたセミナー、TEA研究会の参加者からは有益なコメントを賜った。記して感謝の意を表したい。
- （伊藤・農林水産政策研究所上席主任研究官，包・江蘇省社会科学院農村発展研究所所長，蘇・南京農業大学経済管理学院教授，2009年8月19日受付，レフェリーの審査を経て2010年5月12日掲載決定）